

## *Résumé*

L'objectif de cette recherche était de proposer un modèle causal de la prise de risque après l'annonce d'un gain d'autrui, dans un jeu de pur hasard d'apparence élémentaire. La prise de risque était mesurée par le ratio d'investissement, soit le nombre de points misés / nombre de points possédés au moment de la mise. En accord avec la définition princeps de Langer (1975), l'illusion de contrôle était mesurée par le niveau d'attente de réussite personnelle. Les résultats montrent que l'annonce d'un gain notable d'autrui produit une augmentation de la perception de réussite personnelle et une hausse de la prise de risque. Ces résultats valident le modèle causal selon lequel l'effet de l'annonce d'un gain notable d'autrui sur la prise de risque est médiatisé par le niveau d'attente de réussite personnelle. La discussion porte principalement sur la nécessité de prendre en compte le fait que les joueurs ne sont pas des décideurs isolés, mais tiennent compte d'un certain nombre de paramètres sociaux qui guident leurs choix et leurs actions.

Mots Clefs : jeu de hasard et d'argent, influence sociale, prise de risque, illusion de contrôle

*Abstract*

This research aims at suggesting a causal model of risk taking, following the announcement of another player's gains in a gamble with elementary characteristics. Risk taking was measured by investment ratio, the amount the participant decided to bet divided by his current total assets. According with Langer's definition (1975), the illusion of control was measured by the level of personal success. The results show that the knowledge of another's gain increased risk taking and the expectancy of personal success. These results validated the causal model wherein the effect of the knowledge of another's gain on risk taking was mediated by the expectancy of personal success. The discussion relates mainly to the need for taking into account the fact that gamblers are not isolated decision makers, but takes account of some social parameters which guide their choices and actions.

Key words: gambling, social influence, risk taking behaviour, perception of control.

Des jeunes fiancés, tous deux alors âgés de 23 ans, avaient entendu à la radio l'annonce d'une Super Cagnotte du LOTO. Ils ont décidé de tenter leur chance en relevant les numéros de code barre d'une bouteille de lait et ...ont gagné 3 millions d'euros. Cette authentique anecdote peut-être consultée sur le site de la Française des jeux à la rubrique « gagnants » puis « insolites ». Ce scénario illustre de prime abord une explication largement répandue pour expliquer le renouvellement des conduites de jeux dans la vie quotidienne, à savoir l'attrait du « gros lot » (e.g. Brenner & Brenner, 1993). Selon Rogers (1998), cette attirance peut déterminer une part des conduites de jeu, mais elle n'en fournit, toutefois pas, une explication suffisante. En effet, ce désir de gagner le « gros lot » est présent dans cette anecdote, comme dans notre vie quotidienne, réactivé non seulement par la simple annonce du montant à gagner mais aussi par l'évocation du gain d'autrui. N'avez-vous jamais vu une affiche du type « *Ici, un gagnant à 1 500€, le 29.11.2004* ». Le dernier slogan du P.M.U (Pari Mutuel Urbain) « *Arrêtez de regarder les autres gagner* » est d'ailleurs révélateur de cette information continuelle sur les gains d'autrui. Ces proclamations du gain d'autrui semblent doper la prise de risque des joueurs comme le montre des résultats obtenus dans la littérature scientifique sur les jeux de hasard et d'argent. En effet, la connaissance du gain d'autrui accentue la prise de risque (Le Floch, Martinez & Gaffié, 2004). Des données expérimentales récentes (Martinez, Le Floch & Gaffié, 2005) sont d'ailleurs concordantes avec un modèle causal selon lequel l'annonce d'un gain notable d'autrui, dans un jeu de roulette française, accentue une illusion de contrôle, qui engendre à son tour une hausse de la prise de risque. La roulette française est en apparence un jeu complexe. En effet, le joueur a le choix entre six types de paris possibles, présentant des probabilités de gain et des valeurs de retour différentes. Or, l'information sur les gains d'autrui porte essentiellement sur des jeux plus élémentaires, principalement les jeux de tirage (Loto, Euro Million). L'objectif de cet article est donc de valider, dans un jeu d'apparence moins complexe, le modèle causal selon lequel

l'annonce d'un gain notable d'autrui accentue l'illusion de contrôle, mesurée selon la définition princeps de Langer (1975) par le niveau d'attente de réussite personnelle, engendrant alors une hausse de la prise de risque.

### Prise de décision dans un univers risqué

Adossées à des paradigmes expérimentaux qui confrontent un décideur isolé à un choix entre diverses alternatives proposées, les principales théories de la décision (Kahneman & Tversky, 1979 ; Von Neumann & Morgenstern, 1947) ne suffisent pas à expliquer les conduites de jeux car elles ont ignoré (certes, ce n'était pas leur objectif) l'insertion sociale du décideur. La revue de question qui suit en témoigne.

Prendre la décision d'aller jouer, d'acheter un ticket à gratter, fixer le montant à investir...

Prendre ces décisions revient de manière pragmatique à faire un choix entre deux alternatives possibles dans un univers risqué : jouer ou ne pas jouer, acheter ou ne pas acheter, miser (2€, 4€, 6 €....) ou ne pas miser. En s'inspirant d'une correspondance entre Pascal et Fermat, Huygens proposa en 1657 dans un ouvrage intitulé « *De la logique d'un jeu de dés* », le critère de l'espérance mathématique pour définir la valeur monétaire attendue d'un pari. Selon cette théorie, nous devrions considérer un joueur, passant en revue toutes les « alternatives » que le jeu lui offre. Il calculerait alors, tour à tour, la valeur monétaire attendue de chacune de ces différentes alternatives, à savoir celle de jouer ou celle de ne pas jouer. Cette valeur monétaire attendue se calcule en multipliant la probabilité d'occurrence de chaque alternative par la valeur à gagner. Le produit de cette multiplication correspond en fait à l'espérance mathématique de gain. Selon le principe de maximisation, un individu devrait s'engager dans un jeu de hasard et d'argent que si et seulement si la valeur monétaire attendue du jeu est supérieure à celle de ne pas jouer. En

d'autres termes, selon cette théorie, nous jouerions que si et seulement si l'espérance mathématique de gain était supérieur au prix demandé afin de participer au jeu. Au regard de ce principe de base, qu'est ce que cela signifie dans le cadre d'un jeu de hasard proposé par la Française des jeux ? Les informations nécessaires au calcul de l'espérance mathématique d'un jeu proposée par la Française des jeux, à savoir le pourcentage de tickets gagnants et les gains associés, sont en ligne sur le site internet de cette société. La valeur monétaire attendue de chacune des options se calcule en multipliant la probabilité de réussite par le gain potentiel. Ensuite, la valeur monétaire attendue du jeu correspond à la somme de ces produits. C'est en quelque sorte le rendement moyen du jeu à long terme. Appliquons par exemple ce calcul à un jeu de hasard et d'argent proposée par la Française, à savoir le « Solitaire », jeu instantané de grattage. La valeur monétaire attendue de ce jeu est 1,17€ alors que le prix d'achat est de 2€. Si le joueur respectait le principe de base de la théorie de la valeur attendue, il ne jouerait pas, parce que l'espérance mathématique du gain du jeu est largement inférieure au prix demandé. Ce jeu est donc inéquitable pour le joueur. Tous les jeux de hasard proposés par la Française des Jeux fonctionnent similairement. Il est aisé d'en comprendre les raisons : le but de l'industrie du jeu est de faire des bénéfices.

En outre, cette théorie de l'espérance mathématique ne permet pas d'expliquer les nombreux résultats expérimentaux illustrant le fait que nous préférons gagner 1000€ tout de suite plutôt que de jouer à un jeu où il y a une chance sur 100 de gagner 100 000€, pourtant la valeur attendue des deux options est identique. En effet, l'espérance mathématique de ces deux options est identique, à savoir un rendement moyen à long terme de 1000€. A titre d'exemple, les résultats de Kahneman et Tversky (1979) indiquent que 84% des participants choisissent un gain certain de \$500 plutôt qu'un pari offrant 50% de chances de gagner \$1000, alors que ces deux options présentent une espérance mathématique similaire. Bien que les participants de cette

étude ne puissent pas perdre, ces derniers ne prennent même pas le risque de gagner. Les décideurs seraient donc aversifs au risque. Pour expliquer cette aversion au risque, Daniel Bernoulli a introduit en 1738, l'idée d'utilité marginale décroissante. Il propose de substituer la valeur monétaire attendue du jeu (espérance de gain) par l'utilité (satisfaction) de cette valeur monétaire. Les propriétés de la croissance de la fonction d'utilité permettent alors d'expliquer l'aversion au risque. Bernoulli suppose que chaque « euro » n'a pas la même utilité attendue qu'un autre euro. En effet, l'augmentation de l'utilité attendue d'une valeur monétaire n'est pas indépendante de la quantité d'argent déjà disponible. Ainsi, le premier millier d'euros gagné procure un plaisir ineffable alors que le second procure déjà moins de plaisir, et ainsi de suite. En d'autres termes, l'utilité attendue d'un gain de 2000 euros n'est pas le double de celle que procure un gain de 1 000€, mais moins. Ainsi, l'utilité s'accroît avec une intensité de plus en plus petite. En termes mathématiques, on dit que la fonction d'utilité est accélérée négativement ou que cette fonction est une fonction concave de la valeur monétaire. Cette forme concave de la fonction d'utilité attendue, associée aux valeurs monétaires, traduit une aversion au risque. À titre d'exemple, imaginons un décideur confronté au choix entre les deux options suivantes : un gain certain de 4€ ou un jeu « J » offrant 50% de chances de gagner 8€ et 50% de ne rien perdre. La valeur attendue de ces deux options est identique [en effet, la première option présente une valeur attendue de 4€ (à savoir  $[(1 \cdot 4) + (0 \cdot -0)]$ ), et la seconde option présente la même valeur attendue de 4€ (à savoir  $[(.50 \cdot 8) + (.50 \cdot -0)]$ ]. En revanche, la courbure concave entraîne que l'utilité attendue attachée à un gain de 4€ est inférieure à 4. Ainsi, l'utilité attendue, associée au jeu « J », est inférieure au gain certain de 4€. Selon le principe de maximisation, le décideur sélectionnera l'option lui offrant un gain certain de 4€. Il fait ainsi preuve d'une aversion au risque. En effet, en choisissant le jeu « J », le preneur de décision prendrait le risque de « perdre » relativement de l'argent par rapport à un gain potentiel de 4€, en se donnant simultanément, tout de même, la

possibilité de gagner 8€. Von Neumann et Morgenstern fournissent en 1947, une axiomatique rigoureuse pour le critère d'aversion au risque proposé par Bernoulli. La théorie de l'utilité attendue, systématisée par Von Neumann et Morgenstern (1947) est ainsi acceptée comme le modèle normatif du choix rationnel (Keeney & Raiffa, 1976). Ce modèle, ainsi que ceux établis en économie et en finance, considèrent les preneurs de décision comme aversifs au risque du fait de la courbure concave de l'utilité associée aux valeurs monétaires. La théorie de l'utilité attendue (Von Neumann & Morgenstern, 1947) peut donc rendre compte des comportements d'aversion au risque, mais ne peut pas, en revanche, expliquer les conduites de prise de risque, telles que les conduites de jeu, activités risquées où les chances de gagner sont faibles et les pertes inévitables. En outre, cette aversion au risque est présumée immuable. En effet, selon le principe de l'invariance des choix, principe considéré comme essentiel, le preneur de décision ne doit pas être influencé par la manière dont les propositions sont exposées. En d'autres termes, des descriptions différentes des mêmes issues des choix devraient conduire au même ordre de préférence, à savoir dans le cas qui nous préoccupe ici l'aversion au risque. Cependant, les résultats de Kahneman et Tversky (1979) ont montré que, contrairement à l'exemple précédent, 69% des participants préfèrent un pari offrant 50% de chances de perdre \$1 000 à une perte certaine de \$500. Les participants violent ainsi le principe d'invariance des choix, en faisant preuve d'un comportement de prise de risque. En effet, en choisissant le pari, le preneur de décision prend le risque de « perdre » relativement de l'argent par rapport à une perte certaine de \$500, en se donnant simultanément, tout de même, la possibilité de ne pas perdre d'argent. Pour expliquer cet effet (« reflection effect ») en particulier, ainsi que les déviations fréquentes des choix par rapports aux axiomes de la théorie de l'utilité attendue, Kahneman et Tversky (1979 ; Tversky & Kahneman, 1992) ont proposé la théorie des perspectives, encore connue sous le nom de « prospect theory ». Dans le cadre de cette théorie, les comportements (attirance *versus*

aversion) envers le risque ne sont pas fixes, mais sont plutôt édifiés au cours du processus décisionnel. Ils résultent, en effet, d'une définition différente de la situation à risque, construite en fonction d'un point de référence communément identifié comme l'état initial de richesse du décideur. Le décideur fait preuve d'une aversion au risque lorsqu'il traite les options comme des déviations positives par rapport à son état initial de richesse. Ainsi, les conduites d'aversion au risque s'expliquent par un codage des options dans le domaine des gains. En revanche, le décideur manifeste une attirance pour le risque lorsqu'il traite les options comme des déviations négatives par rapport à son état initial de richesse. Ainsi, les conduites de jeu résulteraient d'un codage des options dans le domaine des pertes.

Ainsi, par l'intermédiaire du « gros lot », ce sont les gens les plus « pauvres » qui participent davantage à des jeux de hasard et d'argent (Brenner & Brenner, 1982). Ces joueurs se situent dans le domaine des pertes ; leurs états de richesses sont en dessous de leurs espérances. Ils acceptent alors un degré de risque qu'ils auraient rejeté s'ils avaient été dans le domaine des gains (Kahneman & Tversky, 1979), malgré les faibles probabilités de gain (Kühberger, Schulte-Mecklenbeck & Perner, 1999). Depuis la révision de la théorie de la décision rationnelle (Von Neumann & Morgenstern, 1947), il semble par conséquent établi dans le cadre de la théorie des perspectives de Kahneman & Tversky (1979) que les joueurs misent en fonction d'un point de référence, leur état de richesse. Néanmoins, comment expliquer alors que beaucoup de gagnants à la loterie continuent à jouer en dépit de leur nouvelle fortune (Kaplan, 1987) ? Par ailleurs, si les gens pariaient uniquement en fonction du « gros lot », pourquoi les buralistes (vendeurs de beaucoup de ces jeux en France) afficheraient-ils les gains d'autrui ? Les conduites de jeu semblent en effet sensibles à l'insertion sociale du résultat d'autrui. Des travaux menés dans cette perspective montrent que lorsque le joueur est confronté à un gain d'autrui (ce qui est constamment le cas dans la vie quotidienne), ses conduites de paris en sont affectées.



### Référence à autrui et définition de la situation à risque

La moitié des 182 participants (âge moyen 32,5 ans) d'une étude récente de Mushquash (2004), interrogés *via* Internet, indiquent qu'ils ressentent l'envie de jouer lorsqu'ils savent que quelqu'un a gagné ; peu importe, d'ailleurs, que cette information provienne d'un proche, d'une vague relation ou d'un simple affichage. En situation de jeu, l'annonce d'un gain notable d'autrui accentue la prise de risque des joueurs (Le Floch *et al.*, 2004 & Martinez *et al.*, 2005). Dans ces études, les participants jouaient à un jeu de roulette française et disposaient tous d'un capital initial de 100 points. Avant le début du jeu, les participants étaient exposés soit à un gain négligeable d'autrui (150 points), soit à un gain fort satisfaisant d'autrui (750 points). Les participants d'un groupe contrôle ne recevaient aucune information sur autrui. Les auteurs avaient préalablement vérifié que, pour une mise de départ de 100 points, 150 points correspondaient à un gain négligeable et 750 à un gain fort satisfaisant. Les résultats indiquaient, d'une part que les joueurs exposés à un gain fort satisfaisant d'autrui prenaient significativement plus de risque que les autres joueurs. Les auteurs ont introduit dans cette étude une mesure implicite de l'illusion de contrôle, à savoir le temps pris par les participants, à chaque tour, pour choisir leurs paris. L'analyse de la littérature sur la prise de décision nous apprend que cette dernière résulte d'un compromis entre le désir de prendre une décision correcte et celui de minimiser l'effort cognitif (Bandura, 1986 ; Payne, Bettman & Johnson, 1993). Par définition, les jeux de hasard sont régis par le hasard, ce qui implique qu'il n'existe pas de critères de choix qui aient un effet quelconque sur les chances de gagner ou de perdre. Si les participants adhèrent à une telle conception du jeu, ils devraient minimiser leurs efforts et prendre des décisions rapides. En revanche, si les participants considèrent les jeux de hasard comme des jeux d'adresse, dans lesquels existent des stratégies permettant d'améliorer leurs chances de gagner, ils prendront plus de temps pour miser

afin de choisir les « bons » paris. Les auteurs ont observé dans cette étude une corrélation significative ( $r(72) = .42, p < .001$ ) entre le temps pris par les participants pour choisir leurs paris et la mesure explicite d'illusion de contrôle, fournie par le degré d'accord (échelle polarisée de 0 correspondant à « désaccord total » à 20 correspondant à « accord total ») indiqué par les participants avec la proposition « le jeu de roulette est un jeu qui fait intervenir de l'adresse ».

D'autres résultats expérimentaux (pour revue Martinez, 2004) montrent que plus les participants prennent du temps pour miser et plus ils croient que réfléchir aux techniques possibles pour placer les paris permet d'augmenter les chances de succès ( $r(36) = .59, p < .001$ ). Le temps de mise correspondrait à un temps de réflexion, consacré à la recherche de stratégies gagnantes et constituerait un indicateur implicite de l'illusion de contrôle. D'autre part, les données expérimentales étaient concordantes avec l'unique modèle causal selon lequel l'annonce d'un gain fort satisfaisant d'autrui accentuait une perception illusoire de contrôle, mesurée par le temps de mise, engendrant alors une hausse de la prise de risque (Martinez *et al.*, 2005).

L'illusion de contrôle serait, par conséquent, le mécanisme responsable de l'accentuation de la prise de risque consécutive à l'annonce d'un gain d'autrui. Langer (1975, p. 313) définit l'illusion de contrôle comme « *an expectancy of a personal success probability inappropriately higher than the objective probability would warrant* » [une importante surestimation de la probabilité de succès personnel par rapport à la probabilité objective]. Autrement dit, il s'agit d'une « *perception de réussite qui dépasse les espoirs légitimes que prescrivent les lois de la probabilité* » (Ladouceur & Mayrand, 1983, p. 83). Depuis l'étude princeps de Langer (1975), de nombreux travaux (Dixon, 2000 ; Griffiths, 1994 ; Ladouceur, Sylvain, Boutin, & Doucet, 2000 ; Walker, 1992) ont considéré la perception illusoire de contrôle comme un déterminant essentiel de la prise de risque dans un jeu de hasard. En recourant à une mesure implicite de l'illusion de contrôle, « le temps de mise » saisi à l'insu des participants, les résultats de Martinez *et al.* (2005)

confirment le lien entre l'accentuation de l'illusion de contrôle et l'augmentation de la prise de risque dans un jeu de roulette française. On notera cependant, la complexité du jeu de la roulette française. La roulette française est un jeu basé sur la sélection au hasard d'un numéro parmi 37 numéros possibles. Ces 37 numéros sont le zéro et les chiffres de 1 à 36 inclusivement. Sur la roue, le zéro est en vert et les autres numéros sont alternativement rouge et noir. Les paris se divisent en trois grandes catégories. Les paris simples (noir ou rouge, pair ou impair, passe ou manque) rapportent le moins (1 fois la mise), mais sont les moins risqués (probabilité de réussite :  $18 \text{ chances sur } 37 = .4865$ ) ; les paris doubles (choix d'une colonne ou choix d'une douzaine) rapportent 2 fois plus (2 fois la mise) pour une probabilité de réussite inférieure ( $12 / 37 = .3243$ ) ; les paris multiples (sur un numéro, 2 numéros adjacents, 3 numéros formant une rangée, ou 4 numéros formant un carré) offrent des rapports nettement supérieurs mais présentent des probabilités de réussite beaucoup plus faibles. Le joueur sélectionne donc ses paris parmi six types possibles et le croupier lance la bille pour déterminer les paris gagnants. En outre, toutes les combinaisons de ces paris sont possibles, c'est-à-dire que le joueur peut miser durant le même tour, sur un ou plusieurs paris simples et sur un ou plusieurs paris doubles et sur un ou plusieurs paris multiples. Il peut en effet gagner ou perdre sur plusieurs paris durant le même tour. Cette multiplicité de paris, cette possibilité de choisir une combinaison de paris pourraient favoriser l'émergence d'une illusion de contrôle suite à l'annonce d'un gain notable d'autrui. Or, nous sommes continuellement informés du gain d'autrui dans des jeux d'apparence plus simple, tels que les jeux de tirage (Loto, Euro Million) et les jeux instantanés de grattage. Suite à une analyse sur le contenu des loteries télévisées au Québec, Taillefer et Ladouceur (2002) proposent l'hypothèse selon laquelle « *l'affichage des montants gagnés et la verbalisation des différentes sommes d'argent cumulatives offertes depuis le début de l'émission, voire depuis le début de la saison, peuvent être associés à une croyance erronée quant à la probabilité réelle de faire des*

*gains* ». Cette référence aux gains d'autrui pourrait ainsi induire une « illusion de contrôle » dans les termes exacts de la définition princeps de Langer (1975). Le mécanisme médiateur de l'accentuation de la prise de risque consécutive à l'annonce d'un gain notable d'autrui résiderait donc dans une augmentation disproportionnée de la perception de réussite personnelle.

En résumé dans le cadre de la théorie des perspectives (Kahneman & Tversky, 1979), il est supposé que les comportements de prise de risque ne sont pas immuables, plutôt dépendants de la définition de la situation de risque. Ainsi, il est attendu que la connaissance du gain d'autrui soit une information prise en compte par les joueurs dans un jeu de pur hasard de structure élémentaire. Plus précisément, la connaissance d'un gain d'autrui augmenterait le niveau d'attente de réussite personnelle, engendrant alors une hausse de la prise de risque. C'est ce que nous avons voulu vérifier dans l'étude présentée.

## *Méthode*

### *Participants*

30 étudiants d'université, âgé(e)s de 18 à 26 ans (17 femmes, 13 hommes ; âge moyen 19.3 ans), déclarant dépenser moins de 15 euros par mois aux jeux de hasard et d'argent, ont participé à cette expérience. Ces participants ont été affectés aléatoirement dans deux groupes respectivement composés de 9 femmes et 6 hommes et de 8 femmes et 7 hommes.

### *Procédure*

Les participants étaient recrutés de manière individuelle dans les couloirs de l'université pour une expérience portant sur les jeux de hasard et d'argent. À l'arrivée au laboratoire, l'expérimentateur annonce que la tâche consiste à participer à un jeu pendant environ 15 minutes. En fait, l'expérience s'arrête au bout du 5<sup>ème</sup> tour (le temps effectif de passation étant en moyenne

de 5 minutes, le participant ne pouvait pas se douter que l'expérience s'arrêterait à ce moment).

Le joueur est averti que, s'il perd tous ses jetons, l'expérience s'arrête instantanément.

L'expérimentateur explique alors les règles du jeu en ces termes : « Voici un jeu classique de 32 cartes, du 7 à l'as. Il y a donc 8 cartes cœur, 8 cartes carreau, 8 cartes pique et enfin 8 cartes trèfle.

Vous devez parier sur le type de carte que vous allez piocher. Ainsi, vous devez tout d'abord déterminer votre mise. Ensuite vous choisissez le type de carte sur lequel vous pariez, soit cœur, carreau, pique ou trèfle. Enfin, vous devez piocher une carte dans ce jeu classique de 32 cartes. Si cette carte est du type sur lequel vous avez parié, vous gagnez 2 fois votre mise. Par exemple, si vous avez misé 5 jetons et que vous gagnez je vous rends vos 5 jetons plus 2 fois votre mise soit 10 jetons, au total donc 15 jetons. Si la carte est d'un autre type, vous perdez votre mise. Votre résultat sera égal au nombre de jetons qu'il vous restera à la fin de l'expérience ».

L'expérimentateur remet alors au participant un capital de départ de 100 points. Une phase d'entraînement de 2 tours permet, ensuite, au participant de se familiariser avec cette procédure. Ce jeu a donc été construit dans le but d'induire aucune complexité de choix et en respectant le principe de base de tous les jeux de hasard et d'argent, à savoir une espérance de gain négative (pour information un rendement moyen de 0.75 pour chaque point misé).

### *Variable Indépendante*

La variable indépendante (type d'annonce) est manipulée en inter-participant par les variantes de la consigne donnée aux participants, à savoir : « À la fin du jeu, je marquerai sur une feuille comme celle-ci, (l'expérimentateur prenait cette feuille sous de nombreux tas de papiers afin de ne pas éveiller les soupçons du participant) votre résultat, c'est-à-dire le nombre de points qu'il vous reste. D'ailleurs, comme vous pouvez le voir, Dominique Fabre, qui a joué précédemment, a gagné 750 points ». Selon, une étude de Le Floch et *al.* (2004), ce montant est

considéré comme un gain notable par la population concernée par cette étude. Dans la condition sans annonce, l'expérimentateur disait uniquement qu'il marquerait le résultat sur une feuille.

### *Variables dépendantes*

Avant le début du jeu et après l'explication des règles du jeu, chaque participant devait spécifier une seule fois son niveau d'attente de réussite personnelle à l'aide de l'item suivant : « *Quel score croyez-vous obtenir ?* ».

La prise de risque correspond, pour chaque tour, au ratio "d'investissement" (nombre de points misés / nombre de points possédés au moment de la mise). La pondération par le nombre de points possédés au moment de la mise s'avère nécessaire car, pour une mise de 5 points, le joueur prend un risque plus élevé s'il lui reste trente points plutôt que cent.

### *Résultats*

#### *Analyse préliminaire*

Puisque nous ne maîtrisons pas les gains et pertes des participants, il était nécessaire de nous assurer que les divers groupes ne divergeaient pas, en cours d'expérience, quant au nombre de points possédés. D'une part, la prise en compte du ratio d'investissement dans notre mesure de prise de risque permettait de contrôler la variation de l'état de richesse intra-participant. D'autre part, les résultats d'une analyse de variance indiquaient qu'il n'y avait aucune différence significative sur le nombre de points possédés à l'issue de chaque tour entre les deux conditions (tous les  $F < 1$ , *ns*). Les participants n'avaient donc, en moyenne, ni plus gagné ni plus perdu dans une des deux conditions.

Pour chacun des participants, un ratio d'investissement a été calculé à chaque tour du jeu et une moyenne a été effectuée sur les cinq tours afin d'établir un indice moyen de prise de risque. Le test de Levene indiquait que les variances de la prise moyenne de risque ainsi que celles du niveau d'attente de réussite personnelle dans les deux conditions étaient homogènes [respectivement, ( $F(1,28) = 1.31, p = .26, ns$ ) ; ( $F(1,28) = .64, p = .43, ns$ )]

Une analyse de variance menée selon un plan inter-participant 2 (Type d'annonces) \* 2 (genre) n'a pas révélé d'effet principal ou d'interaction significatif du genre des participants sur la prise moyenne de risque [respectivement, ( $F(1,26) = 1.71, p = .21, ns$ ) ; ( $F(1,26) = 1.54, p = .23, ns$ )] ni sur le niveau d'attente de réussite personnelle [respectivement, ( $F(1,26) = 0.91, p = .35, ns$ ) ; ( $F(1,26) = 0.76, p = .68, ns$ )]. Les données des participants des deux genres ont donc été agrégées.

### Analyse principale

Le tableau 1 reporte les moyennes de la prise de risque et celles du niveau d'attente de réussite personnelle en fonction du type d'annonce.

L'analyse de variance menée selon un plan inter-participant (2 types d'annonce) indiquait un effet principal significatif du type d'annonce sur la prise moyenne de risque ( $F(1,28) = 7.44, p < .01, \eta^2 = .21$ ). Les participants informés du gain notable d'autrui ( $M = .24, ET = .08$ ) prenaient significativement plus de risque que ceux l'ignorant ( $M = .16, ET = .06$ ). Cette même analyse révélait un effet principal significatif du type d'annonce sur le niveau d'attente de réussite personnelle ( $F(1,28) = 14.84, p < .001, \eta^2 = .35$ ). Les participants exposés au gain notable d'autrui ( $M = 144, ET = 48.96$ ) faisaient part d'un niveau d'attente de réussite personnelle significativement plus élevé que ceux l'ignorant ( $M = 79.67, ET = 42.28$ ).

Cette perception subjective de réussite est-elle plus élevée que celle prescrite par les lois de la probabilité ? Il est difficile de comparer le niveau d'attente de réussite personnelle avec le niveau objectif de réussite puisque ce dernier dépend du nombre de points misés. En revanche le niveau d'attente de réussite ne peut pas être objectivement supérieur au capital de départ puisque dans ce jeu, pour chaque point misé, l'espérance mathématique de gain est de 0.75. En d'autres termes, un participant qui mise 1 point perd en moyenne 0,25 point. Le niveau d'attente de réussite personnelle des participants exposés au gain notable d'autrui était néanmoins significativement supérieur au capital de départ ( $t(14) = 3.48, p < .01$ ). En revanche, le niveau d'attente de réussite personnelle des participants ignorant le résultat d'autrui était tendanciuellement inférieur au capital de départ ( $t(14) = 1.86, p < .1, ns$ ).

#### *Analyse de médiation*

Le mécanisme générateur de l'accentuation de la prise de risque consécutive à l'annonce d'un gain notable d'autrui pourrait ainsi résider dans la hausse du niveau d'attente de réussite personnelle. Selon Baron et Kenny (1986 ; Brauer, 2000), pour déterminer que l'effet de l'annonce d'un gain d'autrui (X) sur la prise de risque (Y) est médiatisé par le niveau d'attente de réussite personnelle (M) dans un plan inter-participants, quatre conditions doivent être satisfaites : 1) X a un effet sur Y ; 2) X a un effet sur M ; 3) M a un effet sur Y si l'on contrôle statistiquement l'effet de X sur Y ; 4) l'effet de X sur Y disparaît si l'on contrôle statistiquement l'effet de M sur Y. Les quatre conditions requises par Baron & Kenny (1986 ; Brauer, 2000) pour tester le modèle causal selon lequel l'annonce d'un gain notable d'autrui accentue le niveau de réussite personnelle, engendrant alors une augmentation de la prise de risque, ont donc été testées (cf. figure 1). Ces quatre conditions ont été examinées en estimant trois modèles de régression. Les deux premiers modèles de régression testaient les deux premières conditions à satisfaire et le troisième les deux dernières. La variable indépendante (Type d'annonces) a été



codée -1 (sans annonce) *versus* 1 (annonce d'un gain d'autrui). Le niveau d'attente de réussite ainsi que l'indice moyen de prise risque ont été insérées comme des variables continues:

- L'annonce d'un gain avait un effet significatif sur la prise de risque ( $F(1,28) = 7.74, p < .01, \beta = .46$ ).
- L'annonce d'un gain avait un effet significatif sur le niveau d'attente de réussite personnelle ( $F(1,28) = 14.82, p < .001, \beta = .59$ ).
- Le niveau d'attente de réussite personnelle avait un effet significatif sur la prise de risque lorsqu'on contrôlait statistiquement l'effet de l'annonce d'un gain sur la prise de risque ( $F(1,27) = 16.40, p < .001, \beta = .68$ ).
- L'effet de l'annonce d'un gain sur la prise de risque disparaissait lorsqu'on contrôlait statistiquement l'effet du niveau d'attente de réussite personnelle sur la prise de risque ( $F(1,27) = .13, p = .72, ns, \beta = .06$ ) ( $R^2$  ajusté = .47,  $p < .001$  pour le modèle complet). Une analyse complémentaire indiquait que cette disparition de l'effet de l'annonce du gain d'autrui sur la prise de risque était significative [ $Z(N=30) = 3.85, p < .001$ , test de Sobel ].

Les données étaient ainsi concordantes avec le modèle causal selon lequel l'annonce d'un gain d'autrui accentue le niveau d'attente de réussite personnelle, engendrant alors une augmentation de la prise de risque.

### *Discussion*

L'objectif de cette étude était de montrer que l'annonce d'un gain notable d'autrui dans un jeu de pur hasard de conception élémentaire, accentue la perception subjective de réussite personnelle, engendrant alors une augmentation de la prise de risque.

Les résultats valident ce modèle causal en montrant tout d'abord que la connaissance d'un gain notable d'autrui accentue la prise de risque. L'investigation de l'impact du résultat d'autrui sur les conduites de paris était motivée par le constat selon lequel la théorie de l'utilité attendue (Von Neumann & Morgenstern, 1947) ne permet pas d'expliquer les conduites de jeux, activités risquées où l'espérance de gain est négative parce qu'elle considère le joueur comme un décideur isolé aversif au risque. Des études récentes (Le Floch *et al.*, 2004; Martinez *et al.*, 2005) ont montré que la connaissance du gain d'autrui accentue la prise de risque dans un jeu de roulette française. Les résultats de la présente étude confirment que les conduites de jeux de hasard sont sensibles à l'insertion sociale du gain d'autrui (Jamieson, Mushquash & Mazmanian, 2003). En effet, ils permettent d'étayer ces résultats en indiquant que dans un jeu, présentant une structure plus élémentaire, la connaissance d'un gain notable engendre également une hausse de la prise de risque. En accord avec la théorie des perspectives (Kahneman & Tversky, 1979 ; Tversky & Kahneman, 1992), les comportements de prise de risque ne semblent donc pas préexister dans l'esprit des joueurs, mais seraient plutôt construits au cours du processus décisionnel, en fonction de la connaissance d'un gain notable d'autrui. Le fait que, dans ces études, les participants ne puissent ni gagner ni perdre de l'argent, représente assurément une limite. Des travaux récents (Beattie & Loomes, 1997 ; Camerer & Hogarth, 1999 ; Kühberger, Schulte-Mecklenbeck & Perner, 2002) montrent néanmoins que les choix hypothétiques fournissent une image qualitativement correcte des choix réels. Dans le domaine des jeux de hasard et d'argent, les résultats de Ladouceur et Dubé (1998) indiquent, d'ailleurs, que le degré de prise de risque ainsi que le pourcentage de perceptions erronées des participants ne sont pas influencés par la possibilité de gagner de l'argent (montant maximum \$100), dans un jeu de roulette Américaine. Il conviendra néanmoins dans un but de généralisation de ces résultats aux jeux de hasard et d'argent d'introduire un aspect financier.

Les résultats confirment également l'hypothèse de Taillefer et Ladouceur (2002) selon laquelle l'affichage des montants gagnés accentue le niveau d'attente de réussite personnelle des joueurs. La conformité avec le modèle causal selon lequel l'annonce d'un gain d'autrui accentue le niveau d'attente de réussite personnelle, engendrant alors une augmentation de la prise de risque atteste du lien entre niveau d'attente de réussite personnelle et prise de risque. Bien que cette relation fut présumée théoriquement à maintes reprises et par plusieurs auteurs (Dixon, 2000 ; Griffiths, 1994 ; Ladouceur et al., 2000 ; Langer, 1975 ; Walker, 1992), la littérature n'en offrait pas, jusqu'ici, de preuve expérimentale. Ainsi, à titre d'exemple, Langer (1975, expé 1) a certes montré que les participants parient en moyenne significativement plus quand ils perçoivent l'adversaire comme incompetent que lorsque celui-ci leur paraît compétent. Selon cet auteur, l'explication de cet effet est à attribuer au fait que les participants pensent que moins l'adversaire est compétent et plus ils ont de chances de gagner. Cependant cet auteur n'avait pas introduit une mesure du niveau d'attente de réussite personnelle. Dans cette étude, Langer (1975) propose à un participant ainsi qu'à un complice de tirer une carte. Celui qui tire la plus forte gagne. Avant de piocher la carte, ils misent une somme comprise entre 0 et 25 cents, sans la montrer à leurs adversaires respectifs. Cette procédure est répétée quatre fois, et ensuite l'issue de chaque tour est dévoilée. Langer vérifie par un pré-test si le complice est perçu différemment dans les deux conditions par les participants. Elle constate l'absence de recouvrement dans les deux conditions : Les participants confrontés au complice nerveux estiment (échelle de 1 à 6, de très incompetent dans le domaine interpersonnel à très compétent dans le domaine interpersonnel) qu'ils croisent le fer contre un complice moins compétent ( $M = 3.17$ ) que ceux, opposés au complice confiant ( $M = 4.8$ ). En d'autres termes, les joueurs s'illusionneraient sur le fait qu'il est possible d'investir des stratégies dans les jeux de hasard afin d'augmenter les chances de gain comme dans un jeu d'adresse. Ainsi, les participants penseraient que moins l'adversaire est compétent et plus ils ont

de chances de gagner. Les résultats de la présente étude étayent les résultats de Langer (1975) en montrant d'une part que l'unique référence au gain d'autrui dans un jeu de hasard élémentaire suffit à accentuer le niveau d'attente de réussite personnelle et en confirmant d'autre part le lien entre accentuation du niveau d'attente de réussite personnelle et augmentation de la prise de risque.

Les joueurs informés du gain d'autrui ont, en outre, une perception subjective de réussite disproportionnée. En effet, le jeu de hasard élémentaire proposé au participant présentait comme tous les jeux de hasard et d'argent une espérance de gain négative. Le niveau d'attente de réussite personnelle ne peut donc pas être objectivement supérieur au capital de départ puisque dans ce jeu, pour chaque point misé, l'espérance mathématique de gain est de 0.75. L'estimation moyenne des participants ignorant le résultat d'autrui était tendanciellement inférieure au capital de départ, ce qui confirme que le jeu proposé était d'apparence élémentaire. Pourtant, les participants exposés au gain notable d'autrui font part d'un niveau d'attente de réussite personnelle significativement supérieur au capital de départ. En d'autres termes, les joueurs informés du gain d'autrui, contrairement à ceux l'ignorant, estiment illusoirement pouvoir fructifier leur capital de départ. Cette référence aux gains d'autrui semble donc induire une « illusion de contrôle » dans les termes exacts de la définition princeps de Langer (1975), à savoir un niveau d'attente de réussite personnelle plus élevé que celui dicté par les lois de la probabilité. Selon Langer (1975), l'illusion de contrôle est à attribuer au fait que les joueurs pensent que le jeu est un jeu d'adresse, dans lequel il est possible d'investir des connaissances pertinentes afin de maximiser ses chances de réussite. Il s'agit du contrôle au sens usuel du terme, une croyance chimérique en la maîtrise du jeu. En d'autres termes, les joueurs sont convaincus que leurs probabilités de réussite dépendent de leurs stratégies de jeu. Néanmoins, l'absence d'une mesure de perception d'adresse ne permet pas de garantir avec fiabilité le lien entre l'accentuation du

niveau d'attente de réussite personnelle et la hausse du degré de la perception de la situation de hasard comme contrôlable. La simplicité élémentaire du petit jeu utilisée dans la présente étude laisse supposer l'intervention d'un autre type d'illusion de contrôle que celui défini par Langer (1975). Dans un jeu de roulette française, l'annonce d'un gain accentue ce type d'illusion de contrôle, mesurée par le temps de mise, engendrant alors une hausse de la prise de risque. La multiplicité de paris possibles dans ce jeu en favorise probablement l'émergence. Cependant, quel type de connaissances pertinentes peut vraisemblablement émerger lorsque le jeu consiste simplement à piocher une carte ? Le joueur qui ne peut pas intervenir sur la situation afin qu'elle corresponde à ses désirs, peut toutefois manifester un autre type d'illusion de contrôle (Rothbaum, Weitz & Snyder, 1982). Par exemple, les joueurs pourraient penser que la chance est une force avec laquelle ils peuvent s'associer en utilisant des rituels car cette dernière est une caractéristique personnelle et contrôlable (Darke & Freedman, 1997 ; Wohl & Enzle, 2002). Il paraît ainsi plausible que le type d'illusion de contrôle induit par l'annonce d'un gain notable d'autrui soit fonction du type de jeux. Les recherches futures devront spécifier les croyances qui composent la surestimation de la probabilité subjective en recourant par exemple à la méthode de la pensée à voix haute (« the thinking aloud method »; pour revue Ericsson & Simon, 1980). Les verbalisations pertinentes au jeu se rapportant au hasard seraient cotées comme adéquates (par exemple : « c'est le hasard qui détermine le résultat »), et celles faisant appel à d'autres éléments que le hasard seraient évaluées inadéquates en fonction également du type d'illusion de contrôle qu'elles illustrent [par exemple : « je mise sur rouge car trois numéros noirs viennent de sortir » (illusion de contrôle primaire) ; « Je mise sur le 20 parce que c'est mon chiffre fétiche » (illusion de contrôle secondaire) ]. L'étude princeps de Gaboury et Ladouceur (1989) indique que 70% des verbalisations, émises pendant la situation de jeu, sont inadéquates. L'ajout de telles mesures permettrait non seulement de relier l'accentuation du niveau d'attente de réussite personnelle à

une augmentation d'une perception illusoire de contrôle mais aussi à spécifier le type d'illusion de contrôle en jeu.

Cependant, les niveaux estimés de réussite personnelle des participants confrontés au gain d'autrui pourraient plutôt refléter l'intervention de l'heuristique d'ancrage et d'ajustement (Kahneman & Tversky, 1973). Ainsi, le montant du gain d'autrui aurait servi d'ancre, valeur qui aurait joué le rôle de point de départ pour l'évaluation du niveau d'attente de réussite personnelle. Le montant élevé de ce dernier traduirait alors un ajustement insuffisant par rapport à l'ancre plutôt qu'une illusion de contrôle. Or, dans un jeu de roulette française, les participants exposés à un gain fort satisfaisant d'autrui, mais qui estiment après une manipulation expérimentale que le bénéficiaire du gain fort satisfaisant ne contrôlait pas la situation, ne manifestent pas une accentuation de leur niveau d'attente de réussite personnelle ; l'accentuation de la prise de risque est alors supprimée. En revanche, sans induction expérimentale supplémentaire les joueurs évaluent d'une manière biaisée le gain d'autrui en l'attribuant à ses compétences et non au hasard, comme ils le font pour les leurs (Gilovich & Douglas, 1986). Cette annonce accentue alors leur niveau d'attente de réussite personnelle, engendrant ainsi une hausse de la prise de risque (Martinez, 2004). La hausse du niveau d'attente de réussite personnelle subséquente à la connaissance du gain d'autrui ne semble donc pas résulter d'un simple effet d'ancrage par l'intermédiaire d'un amorçage numérique, mais plutôt à la croyance que ce gain découle du contrôle d'autrui, du moins dans un jeu de roulette française. Afin de dépasser cette interprétation alternative aux résultats de la présente étude, il conviendra de vérifier que la hausse du niveau d'attente de réussite personnelle subséquente à la connaissance du gain d'autrui, dans un jeu de hasard de structure plus élémentaire, est également corollaire d'une attribution erronée du gain d'autrui.

D'autres variables, autres que l'illusion de contrôle, pourrait d'ailleurs également médiatiser l'effet de la connaissance du gain d'autrui sur la prise de risque, telles que par exemple le désir plus ou moins intense de battre ou d'égaliser d'autrui. En effet, les travaux de Boles et Messick (1995) ont montré que le résultat d'autrui fixe un point de référence, permettant aux joueurs d'évaluer leur satisfaction envers leurs scores. Dans cette étude, les gagnants sont moins satisfaits de recevoir \$100 quand ils savent qu'autrui a remporté \$500 au même jeu que quand ils l'ignorent. Informés du résultat d'autrui, les participants semblent comparer les scores et les transformer en indices sociaux. Le désir plus ou moins intense de battre ou d'égaliser d'autrui pourrait donc expliquer l'accentuation de la prise de risque subséquente à la connaissance du gain d'autrui. Néanmoins, nous défendons l'hypothèse selon laquelle la genèse de ce désir est à attribuer à la croyance que le gain découle des compétences, et non du hasard. La variable clef dans l'explication des processus cognitifs sous-jacents à l'accentuation de la prise de risque suite à la connaissance du gain d'autrui demeurerait donc la perception illusoire de contrôle.

Cette étude confirme l'intérêt d'étudier la prise de risque dans un jeu de hasard et d'argent selon une dynamique interindividuelle tout autant qu'intra-individuelle. Ainsi, nous défendons l'idée selon laquelle les joueurs ne sont pas des décideurs isolés, mais tiennent compte de certain nombre de paramètres sociaux qui guident leurs choix et leurs actions. La mise en évidence d'un modèle explicatif, non seulement des conduites d'aversion au risque, mais aussi des comportements de prise de risque, tels que les jeux de hasard, semble passer par la prise en compte des éléments permettant aux décideurs de définir la situation à risque et notamment la connaissance du gain d'autrui.

*Références*

- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive*. Englewood Cliffs, NJ : Prentice Hall.
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, 1173-1182.
- Beattie, J., & Loomes, G. (1997). The impact of incentives upon risky choice. *Journal of Risk and Uncertainty*, 14, 155-168.
- Bernoulli, D. (1738). *Specimen theoriae novae de mensura sortis. Commentarii Acadamaiae Scientiarum Imperaimis Petropolitanae*, 5, 175-192. Tranlated by L. Sommer as « New expositions of on the measurement of risk ». *Econometrica*, 22, 23-26.
- Boles, T. L., & Messick, D. M. (1995). A reverse outcome bias: The influence of multiple reference points on the evaluation of outcomes and decisions. *Organizational Behavior and Human Decision Process*, 61(3), 262-275.
- Brauer, M. (2000). L'identification des processus médiateurs dans la recherche en psychologie. *L'Année Psychologique*, 100, 661-681.
- Brenner, G. A., & Brenner, R. (1982). *Les loteries-Pourquoi les Québécois y participent-ils ?* Rapport de recherche no. 82-12, HEC, 1982.
- Brenner, R., & Brenner, G. (1993). *Spéculation et jeux de hasard, une histoire de l'homme par le jeu*. Paris : Presses Universitaires de France.
- Camerer, C. F., & Hogart, R. M. (1999). The effects of financial incentives in experiments: A review and capital-labor-production framework. *Journal of Risk and Uncertainty*, 19, 7-42.



- Darke, P. R., & Freedman, J. L. (1997). Lucky events and beliefs in luck : Paradoxical effects on confidence and risk taking. *Personnality and Social Psychology Bulletin*, 23(4), 378-388.
- Dixon, M. R. (2000). Manipulating the illusion of control : Variations in gambling as a function of perceived control over chances outcomes. *The Psychological Record*, 50, 705-719.
- Ericsson, K. A., & Simon, H. A. *Protocol analysis : Verbal reports as data*. Cambridge, MA : MIT Press.
- Gaboury, A., & Ladouceur, R. (1989). Erroneous perceptions and gambling. *Journal of Social Behavior and Personality*, 4, 411-420.
- Gilovich, T., & Douglas, C. (1986). Biased evaluations of randomly determined gambling outcomes. *Journal of Experimental Social Psychology*, 22, 228-241.
- Griffiths, M. D. (1994). The role of cognitive bias and skill in fruit machine gambling. *British Journal of Psychology*, 85, 351-369.
- Huygens, C. (1657). *De ratiocinis in ludo aleae*.
- Jamieson, J., Mushquash, C., & Mazmanian, D. (2003). Why do gamblers over report wins ? An examination of social factors. *The Electronic Journal of Gambling Issues*, 9.
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica*, 47, 263-291.
- Kaplan, H. R. (1987). Lottery winners : The myth and the reality. *Journal of Gambling Behaviour*, 3(3), 168-178.
- Keeney, R. L., & Raffia, H. (1976). *Decisions with multiple objectives: preferences and value tradeoffs*. New York : Wiley.

- Kühberger, A., Schulte-Mecklenbeck, M., & Perner, J. (1999). The effect of probabilities and payoff on framing : A meta-analysis and an empirical test. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 78(3), 204 - 231.
- Kühberger, A., Schulte-Mecklenbeck, M., & Perner, J. (2002). Framing decisions : Hypothetical and real. *Organizational Behaviour and Human Decision Processes*, 89, 1162-1175.
- Ladouceur, R., & Dubé, D. (1998). Monetary incentive and erroneous perceptions at american roulette. *Psychology*, 34, 27-32.
- Ladouceur, R., & Mayrand, M. (1983). L'évaluation de l'orientation d'adresse en fonction de quatre types de jeux de hasard et d'argent. *Revue Canadienne des Sciences du Comportement*, 15, 82-91.
- Ladouceur, R., Sylvain, C., Boutin, C., & Doucet, C. (2000). *Le jeu excessif. Comprendre et vaincre le gambling*. Paris : Les éditions de l'Homme.
- Langer, E. J. (1975). The illusion of control. *Journal of Personality and Social Psychology*, 32, 311-328.
- Le Floch, V., Martinez, F., & Gaffié, B. (2004). L'annonce du résultat d'autrui : un second point de référence ? *Canadian Journal of Behavioural Science*, 36(4), 310-320.
- Martinez, F. (2004). *Lien entre l'annonce du résultat d'autrui, l'illusion de contrôle et la prise de risque dans un jeu de hasard et d'argent : Validation expérimentale, Modélisation, Application*. Thèse de psychologie sociale expérimentale (Université Toulouse-2, École Doctorale CLESCO)
- Martinez, F., Le Floch, V., & Gaffié, B. (2005). Lien entre perception de contrôle et prise de risque dans un jeu de hasard : Quand l'annonce d'un gain d'autrui intervient. *Revue Internationale de Psychologie Sociale*, 18 (3), 129-151.

- Mushquash, C. (2004). *An examination of the cue-reactivity of Gambling wins*. MA Thesis: Department of Psychology, Lakehead University.
- Payne, J. W., Bettman, J. R., & Johnson, E. J. (1993). *The adaptative decision maker*. New York : Cambridge University Press.
- Rogers, P. (1998). The cognitive psychology of lottery gambling : A theoretical review, *Journal of Gambling Studies*, 14, 111-134.
- Rothbaum, F., Weitz, J. R., & Snyder, S. S. (1982). Changing the world and changing the self: A two-process model of perceived control. *Journal of Personality and Social Psychology*, 42, 5-37.
- Taillefer, A., & Ladouceur, R. (2002). Les loteries télévisées, leur contenu et la notion de hasard. *Revue Québécoise de Psychologie*, 23, 5-16.
- Tversky, A., & Kahneman, D. (1992). Advances in prospect theory. Cumulative representation of uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty*, 5, 297-323.
- Von Neumann, J., & Morgenstern, O. (1947). *Theory of games and economic behavior*. Princeton, NJ : Princeton University Press.
- Walker, M. B. (1992). *The psychology of gambling*. Oxford : Pergamon Press.
- Wohl, M. J. A., & Enzle, M. E. (2002). The deployment of personal luck : Sympathetic magic and illusory control in games of pure chance. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 28, 1388-1397.

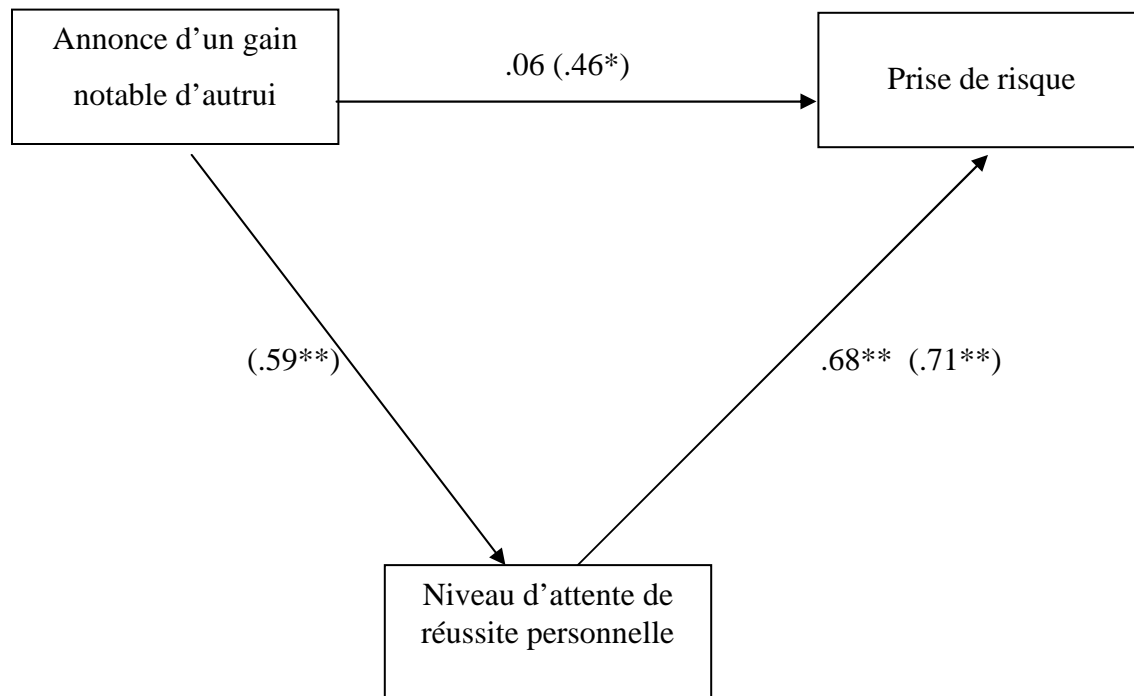
Tableau 1

*Moyennes et écarts-types (entre parenthèses) de la prise moyenne de risque et du niveau d'attente de réussite personnelle en fonction du type d'annonce (N = 15 dans chaque condition)*

	Prise moyenne de risque	Niveau moyen d'attente de réussite personnelle
Sans annonce	.16 (.06)	79.67 (42.28)
Gain notable	.24 (.08)	144 (48.96)

Figure 1

*Modèle causal entre l'annonce d'un gain d'autrui, le niveau d'attente de réussite personnelle contrôlé et la prise de risque (Les valeurs entre parenthèses correspondent au coefficient  $\beta$ , celles sans parenthèses correspondent au même coefficient lorsque la troisième variable est statistiquement contrôlée)*



\*\*  $p < .001$

\*  $p < .01$